



统计地震学在地震危险性概率预测方法研究中的应用与讨论

裴玮来¹, 周仕勇^{1*}, 庄建仓^{2†}, 熊子瑶², 朴健¹

1. 北京大学地球与空间科学学院, 北京 100871;

2. The Institute of Statistical Mathematics, Research Organization of Information and Systems, Tokyo 1908562, Japan

* 通讯作者, E-mail: zsy@pku.edu.cn

† 通讯作者, E-mail: zhuangjc@ism.ac.jp

收稿日期: 2021-03-28; 收修改稿日期: 2021-07-03; 接受日期: 2021-07-27; 网络版发表日期: 2021-10-15

国家重点研发计划项目(编号: 2018YFC1504203)和地震联合基金项目(编号: U2039204)资助

摘要 地震是给人民生命财产造成重大威胁的自然灾害之一, 地震预测是推动现代地震学学科建设与发展的原动力. 在地震的确定性预测迄今仍面临诸多困难的情况下, 寻找地震发生的时空统计特征, 构建地震危险性统计预测模型成为了评估地震风险并应用于城市与生命线工程等抗震规划设计实际需求的重要途径. 21世纪以来, 以2008年汶川8级地震为代表的系列强震在一些低风险预测区发生, 引起了世界各国地震学家对传统的地震危险性预测方法的反思. 文章对统计地震学的发展进行了简要综述, 着重分析了统计地震学在地震危险性预测中的研究成果及存在的问题, 对其发展方向进行了讨论. 分析指出: 在大多数地区以现代地震目录为基础资料的地震危险性预测是有效的, 尤其是在大型城市群地区及厚沉积、弱震区的地震危险性区划图的编制中, 引入基于传染型余震序列模型的地震危险性概率预测应该是最为简便和有效的方法.

关键词 统计地震学, 地震预报, 地震危险性概率估计, 应力释放模型, 传染型余震序列模型

1 引言

中国是世界上遭受地震伤亡损害最严重的国家. 在地震精确预测还不能实现的情况下, 减轻地震灾害的一个思路是, 在城市建筑和生命线工程设计中加入抗震设计的元素, 这实际是地震工程学的主要内容(胡聿贤, 1988). 地震学家在其中的主要工作是预测指定地区或断裂带发生强震的风险(概率)并对强震发生可能产生的强地面运动进行计算或预测(Zhang等, 2008,

2012; Zhang等, 2017b). 这里的地震预测从目标上和方法上与前述对监测区域开展地震三要素(时间、地点、震级)预测有显著区别. 目标上是以服务建筑物设计时应选择多高的抗震强度, 需要提供的是建筑物使用寿命内(通常是几十年或百年)遭受一定强度以上地震风险的概率, 因此开展的是几十年乃至百年尺度的长期地震概率预测, 或称地震危险性概率预测; 方法上有别于基于震例总结提取“前兆”现象与预测指标(Shi等, 2001; 陈运泰, 2009; 陈棋福, 2010), 而是基于研

中文引用格式: 裴玮来, 周仕勇, 庄建仓, 熊子瑶, 朴健. 2021. 统计地震学在地震危险性概率预测方法研究中的应用与讨论. 中国科学: 地球科学, 51, doi: 10.1360/SSTe-2021-0080

英文引用格式: Pei W, Zhou S, Zhuang J, Xiong Z, Piao J. 2021. Application and discussion of statistical seismology in probabilistic seismic hazard assessment studies. Science China Earth Sciences, <https://doi.org/10.1007/s11430-021-9824-0>

究区长期地震活动性观测, 寻找其时空演化的规律, 建立统计预测模型, 计算一定强度以上地震发生的概率. 以一个经典且仍然广泛应用于地震安全性评价的地震危险性预测模型——稳态泊松模型为例(高孟潭, 2015): 如果通过长期地震活动性分析, 得到研究区或断裂带发生某级以上强震的平均年发生率是 λ , 则下一次强震的发生时间的概率密度函数和累计概率分布函数分别是

$$\begin{cases} f(\tau) = \lambda \cdot e^{-\lambda\tau}, \\ F(\tau) = \int_0^{\tau} f(x)dx = 1 - e^{-\lambda\tau}. \end{cases} \quad (1)$$

上式也是稳态泊松模型事件时间间隔概率密度表达式, 下式也是预测时窗 τ 内强震发生概率的计算式.

从上式可以看出, 计算给定区域未来几十年(或百年)发生一定震级以上强震的概率, 计算结果与计算时刻的起点无关. 这类地震危险性预测模型属非时变地震危险性预测模型(the time-independent model of earthquake hazard prediction). 这里的“time-independent”指的是, 计算出的强震危险性概率与开始时刻无关.

21世纪以来, 随着以中国为代表的发展中国家经济的飞速发展, 世界城市化水平不断提高, 对地震危险性预测的精细化程度要求越来越高. 基于物理模型的确定性地震预测, 必须在清晰认识地震孕育发生的过程, 并能用严格的数学物理方程表达震源的动力学过程的基础上, 以获得监测区域结构、物性和状态的“透明地壳”模型为前提, 以实时获得的监测区域地震和前兆关键物理量四维数据为条件, 通过高性能计算平台对海量数据的处理和对地震孕育发生过程的计算模拟来实现(Shi等, 2018). 然而, 迄今乃至未来相当长的时间内, 上述基础与前提均未能满足. 另一方面, 地震学理论的发展也推动了地震危险性概率预测方法的更新与发展, 提出了许多比平稳泊松模型更合理的时变地震危险性统计预测模型(the time-dependent earthquake hazard prediction model). 本文首先将统计地震学的发展进行简要综述, 然后着重分析统计地震学在地震危险性预测中的研究成果及存在的问题, 对其发展方向进行讨论, 期望将统计地震学新理论新进展引入长期地震危险性分析和工程地震应用研究中, 以促进中国相关领域研究在未来新的历史阶段实现快速发展.

2 统计地震学的发展与地震危险性预测

在20世纪初现代地震学开始建立以来, 地震学就已经与统计学的关键发展有着紧密的联系. 这个传统的出现是为了从大量的不知如何使用的数据中, 提炼出有用信息的需要而产生的. 统计地震学如今已经成为地震学的重要组成部分. 1995年, David Vere-Jones在中国科学院研究生院讲授地震活动统计分析课程时, 采用石耀霖院士的建议, 将此学科命名为统计地震学(Vere-Jones, 2001). 迄今为止, 这门学科已经成为地震学中一个重要分支, 提供了地震活动分析的基本理论和技术手段, 连结了以地震波形分析为主导的传统地震学和大地构造学/地球动力学.

2.1 典型地震统计关系式的提出与发展简述

1892年, John Milne、James Ewing和Thomas Cray在日本设立了第一台现代地震仪, 标志着现代地震学的开端(周仕勇和许忠淮, 2018). 这使得人们能够测定全球地震的震源位置和发震时刻, 也使得我们能够编制比较完备精确的地震目录. 此期间的地震统计研究多是类似于回归分析、点参数估计等简单统计手段零零散散地在各个方面的应用. 其中震级-频度关系与余震衰减律影响最大并在地震危险性预测中最为广泛.

震级-频度关系的经验统计公式(又称G-R律)由古登堡-里克特分析研究美国加利福尼亚地区地震目录后提出(Gutenberg和Richter, 1942):

$$\log N(M) = a - bM, \quad (2)$$

式中, a 、 b 为常数, $N(M)$ 为震级在 M 以上的地震个数. 这表示震级每减小一级, 其相应的地震数增加 10^b 倍. 通常 b 值大致为1左右. 1945年Gutenberg和Richter又提出了有震级上限截断的G-R关系.

之后各国地震学家进一步的深入研究, 陆续提出了一系列的震级-频度关系的衍生公式, 试图解决上述关系式在低震级和高震级段出现的“掉头”和“摆尾”的现象. 自1971~1991年陆续衍生出达十二种震级-频度的关系式(IASPEI Software, 见Utsu和Ogata, 1997), 分别是考虑了分形理论、自组织临界理论、统计物理学理论和信息熵理论等, 提出了多种非线性的震级-频度关系. 然而式(2)表达的G-R律仍是迄今最为公认并应用最为广泛的震级-频度标度律.

对古登堡-里克特震级-频度关系拟合实际地震目录所出现的低震级“掉头”现象, 通常的解释是由于地震台网低震级检测出现遗漏所造成的. 高震级的“摆尾”现象由陈晓非院士研究组在对震源破裂动力学研究中给出了较好的理论解释(Zhang和Chen, 2006; Xu等, 2015; Zhang等, 2017a), 认为6.5级以上的大地震的震级频度更可能是由震源区发震断层的特征尺度分布所决定.

Omori(1894)在研究1891年日本浓尾平野地震的余震衰减后, 提出了单位时间内发生的余震频次 n 随时间衰减关系公式:

$$n(t) = K / (t + c), \quad (3)$$

式中, t 是以主震发生时刻为起点的时间, K 和 c 为常数.

Utsu(1961)研究了多次地震的余震活动后, 认为余震频次衰减要比大森公式描述的快些, 提出了修正的大森公式:

$$n(t) = K / (t + c)^p. \quad (4)$$

Utsu等(1995)陆续研究了用修正的大森公式的和式, 来表达含有高次阶余震活动的序列的发生频次. 这表示了余震序列是由主震引发的余震活动和强余震带来的高阶余震活动合成的. 至今, 式(4)表达的大森-宇津公式仍在余震预测中发挥着重要作用. 在大森-宇津公式的基础了, 刘正荣等(1979)、刘正荣和孔昭麟(1986)提出了用余震衰减系数 h 值作为地震序列性质判断的指标, 用于地震危险性短期趋势预测分析中.

2.2 时间可预测地震危险性统计预测模型(点过程模型)

20世纪70年代, 点过程条件概率预测理论开始引入地震危险性预测研究中. 这方面的发展也是地震工程上的需求. 建筑物设计要求中的一项内容就是, 未来多少年内所设计的建筑物遭受某一特定地面加速度的概率是多少, 也就是附近发生某级别的大地震的概率是多少. 地震工程中多采用稳态泊松模型来计算未来的地震发生概率, 也就是根据研究区地震平均发生率 λ , 计算给定区域未来几十年(或百年)发生一定震级以上强震的概率, 计算结果与计算时刻的起点无关, 这类地震危险性预测模型属非时变地震危险性预测模

型. 美国加利福尼亚州地震工作组(Working Group on California Earthquake Probabilities, 1988)在估算圣安德烈斯断层上大地震发生概率时, 使用了时变(time-dependent)模型这一概念, 其使用的模型就是数学上的更新过程. Vere-Jones(1970, 1973, 1975)提出了应该使用条件强度来确定描述地震发生的点过程模型. 条件强度的定义是在给定观测信息(地震发生和其他地球物理量观测的历史信息)的条件下, 未来地震发生的期望:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \Pr\{\text{地震发生在} [t, t + \Delta t)\text{内} | \text{过去观测信息}\}. \quad (5)$$

Vere-Jones(1978)根据弹性回跳理论(Reid, 1910), 运用了统计学的随机点过程理论, 提出了一种时变的地震危险性统计预测模型——应力释放模型(stress release model, SRM). 基本思想是假定某一地区地震的发生率与该地区的应力水平有关. 给定区域的应力水平一方面由于构造运动加载不断积累, 另一方面该区域发生地震又会使其释放. 因此, 给定区域的未来地震发生概率的计算应该基于非稳态泊松模型, 地震发生率 λ 可以用如下公式描述:

$$\lambda(t) = e^{\nu X(t)}, \quad (6)$$

式中, $X(t)$ 为给定区域 t 时刻应力水平, ν 为应力与地震活动性关联系数. $X(t)$ 可以用下式计算:

$$X(t) = X(0) + \rho t - S(t), \quad (7)$$

$X(0)$ 为给定区域初始0时刻的应力水平, ρ 为应力积累速率, $S(t)$ 为0到 t 时刻给定区域由于地震发生所释放的应力之和.

另一个重要的模型是Ogata(1988)将分支过程的思路引入大森公式, 认为不仅仅是余震序列中较强的余震能产生高阶余震, 而且余震序列中任何一次地震均能产生自己的高阶余震. 这一新模型叫做传染型余震序列模型(epidemic type aftershock sequence model, ETAS). 模型中地震活动强度的形式为

$$\lambda(t) = \mu + \sum_{i: t_i < t} K e^{a m_i} / (t - t_i + c)^p. \quad (8)$$

应力释放模型(SRM)与传染型余震序列模型(ETAS)之后都得到了扩充和发展. 为了改变SRM仅适合应用于单一断层地震危险性估计的局限, 石耀霖课

题组(Liu等, 1999)提出了CSR(M(coupled stress release model), 周仕勇课题组(Jiang等, 2011)提出了MSRM(multidimensional stress release model). MSRM对SRM有较大的改进, 使其成为一个真正的时空地震危险统计预测模型, 可应用于复杂构造区地震危险性概率计算中. 另一重要进展是, 状态-速率相依型摩擦律(rate-and state-dependent friction law)和ETAS模型紧密结合起来, 用来解释微观地震活动中的各种现象(Stein, 1999; Dieterich等, 2000). 迄今为止, 应力释放模型和ETAS模型已分别成为当下用于估计长期和短期地震活动水平和开展地震危险性预测的主流模型. 加州地震概率工作组给出的第三代加州地震破裂统一预测方案(the third uniform california earthquake rupture forecast, UCERF-3)中, 除了此工作组传统上的非时变模型和时变模型(Field等, 2014, 2015), 还包括了实现可操作性地震预测(Jordan和Jones, 2010)的UCERF3-ETAS模型(Field等, 2017). 在2006年起开展的全球地震模型(global earthquake model, GEM, <https://www.globalquakemodel.org/>)项目中, 地震活动预测被看作是地震动风险概率估计(probability seismic hazard assessment, PSHA)最重要的组成部分. GEM也开始使用了动态的地震发生率模型(Woessner等, 2015).

然而, 对1年、数月或更小的时间尺度的地震预测(称短期或短临预测), 寻找有效的地震预测方法仍是地震学家们探索的重要课题之一, 不少地震学家正在开展这一重要方向的研究(Jia等, 2012, 2014, 2018). 研究出的地震预测方法是否有效, 需要进行严格的统计学检验, 尤其是概率增益已成为比较统计模型预报效果的基本计量标准(Aki, 1981; 冯德益等, 1981; Hamada, 1983; 陈棋福和马丽, 1990). 由美国南加州地震中心发起的地震可预测性国际合作研究项目(collaboratory for the study of earthquake predictability, CSEP)对提交的各种地震预测方法或模型开展透明的实测检验(陈运泰, 2015). CSEP在中国、日本、欧洲、新西兰也设有分中心, 表明统计地震学在地震预测研究中的应用更加广泛与深入.

3 几种典型的地震危险性统计预测模型——以华北地区为例

华北地区人口稠密、经济发达, 大地震对华北地

区造成了巨大的伤害. 20世纪60年代以来, 有许多大地震发生在华北地区(图1), 包括邢台地震(1966年, $M_S7.2$)、渤海地震(1969年, 7.4级)、海城地震(1975年, 7.3级)、唐山大地震(1976年, 7.8级)、滦县地震(1976年, 7.1级)、包头地震(1996年, 6.4级)、张北地震(1998年, 6.2级)等. 这些地震造成了重大人员伤亡和经济损失. 因此华北地区的地震危险性预测一直受到中国地震学家特别关注. 下面以华北地区为例, 我们逐一分析目前广泛应用的地震危险性统计预测模型.

3.1 潜在震源区识别与地震危险性预测

潜在震源区是指未来具有发生破坏性地震的可能危险断裂带段或地区. 潜在震源区识别包括潜在震源区的范围(边界)、破裂方向和震级上限等, 潜在震源区识别的基本要点是综合地震地质调查与历史地震资料, 并主要依据以下两条原则进行(高孟潭和卢寿德, 2006; 唐丽华等, 2010).

(1) 地震重复原则. 大地震具有在原地、某一构造部位或某一构造段上重复发生的可能性, 即历史上发生过强震的地段或地区, 未来可能再次发生震级相近或高于历史地震震级的地震.

(2) 地震构造类比原则. 与已经发生过强震地区的地震构造条件具有类似特点的地区或地段, 有可能发生相同震级的地震, 即通过尚无大地震记录的构造条件与已发生过大地震(包括古地震遗迹)的构造条件进

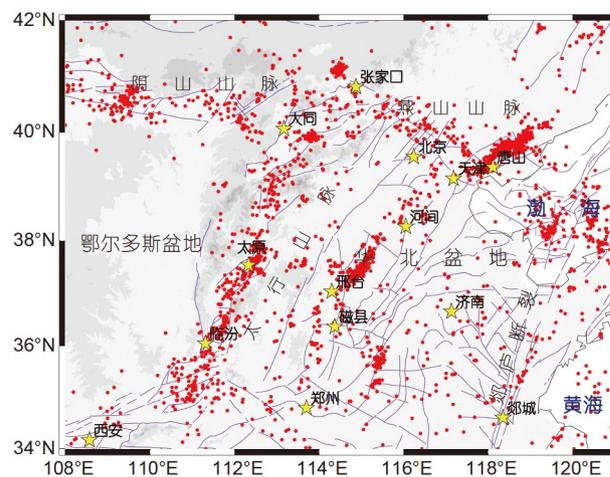


图1 华北地区断裂及现代地震活动分布

紫线表示断层分布情况, 红点表示地震震中位置分布(1980年1月1日~2016年12月31日, $M \geq 3.0$), 黄色星型代表该地区主要城市

行类比, 确定某种构造条件也有可能发生某震级档地震的可能性。

中国工程地震领域开展的地震危险性概率预测主要沿用的是Cornell(1968)提出的方法(高孟潭, 2015)。Cornell(1968)提出的地震危险性概率预测方法(PSHA)中, 设定了潜在震源区地震活动性模型的基本假设: (1) 同一潜在震源区内地震活动性在时间上是平稳的, 在空间上是均匀的。即同一潜在震源区地震的发生模式时空上都是服从某种稳态泊松模型; (2) 潜在震源区内地震大小分布服从如式(2)所描述的古登堡-里克特关系(G-R律)。

中国工程地震领域从1990年开始的全国地震区划图编制中, 采用的地震危险性概率预测(Chinese possibility seismic hazard assessment, CPSHA)对PSHA进行了改进。CPSHA方法对地震活动性模型的假设如下(高孟潭, 2015): (1) 地震统计区内地震大小分布满足存在震级上限截断的G-R关系(徐伟进和高孟潭, 2012); (2) 地震统计区内地震发生时间上满足稳态泊松模型; (3) 地震统计区内地震活动在不同潜在震源区之间为不均匀分布, 而在潜在震源区内地震活动则满足均匀分布。

CPSHA就是基于上述3个假设在确定的各个潜在震源区内建立相应的地震危险性概率预测模型的。具体方法在高孟潭(2015)主编的《中国地震动参数区划图宣贯教材》中有详细描述。

上述基于潜在震源区的地震危险性预测方法虽然在强震危险性长期预测与工程地震区划研究中发挥了重要作用, 迄今仍是中国地震区划图编制的主流方法。但这沿用了半个多世纪的方法, 近年来受到了质疑(Stein等, 2012; Wang, 2012; Wang等, 2016; Mulargia等, 2017), 存在如下主要缺陷。

(1) 潜在震源区的正确识别与最大震级估计是PSHA和CPSHA方法有效性的重要基础。然而综合历史地震资料与地震地质活动断层调查的潜在震源区的识别, 由于历史地震资料存在遗漏与历史记录震源参数(如位置与震级等)存在很大的不确定性; 地震地质调查强烈依赖研究者的经验性知识, 存在很大的主观性。这些均会不可避免地遗漏或显著低估一些潜在震源区的地震危险性。如1976年唐山7.8级强震与2008年汶川8.0级强震都意外地发生在低强震危险性预测区和低烈度设防区内, 给人民生命财产造成了重大损失。

国外的典型例子是2010年9月10日新西兰基督城(Christchurch)附近的 M_w 6.2级Darfield地震, 也是发生在低强震危险性预测区和低烈度设防区内, 造成了185人的死亡和4万亿新西兰元的财产损失。

(2) 由于强震的复现周期长达百年甚至千年, 给通过历史地震资料估计强震的平均发生率 λ (单位时间发生某级以上地震的数目)带来困难。基于现代地震目录, 通过G-R律, 由小地震的平均发生率推算强震的平均发生率是解决该问题的一种常用方法, 但G-R律在高震级段的“摆尾”现象(Xu等, 2015; Zhang等, 2017a)会导致由小地震的平均发生率推算强震的平均发生率出现很大的偏差, 从而导致基于泊松模型的地震危险性概率计算出现较大的不确定性。

(3) 地震的弹性回跳理论(Reid, 1910)告诉我们, 地震的发生是断层面应力积累超过破裂强度的结果。这表明地震的发生在时间上不是完全随机的, 考虑研究区的应力积累状态, 用时变的概率预测模型可能较稳态泊松模型更优。

3.2 基于现代地震目录的地震危险性概率预测

相较于历史地震目录或其他数据, 现代地震目录可以保证更可靠、完整、充足的数据量。由于不涉及存在一定经验性的潜在震源识别与设定问题, 基于现代地震目录的地震危险性概率预测方法简单, 结果也更为客观。

地震危险性估计的第一个问题是建立地震活动性模型。在长期地震活动性模型中, 时间域上, 式(1)描述的稳态泊松模型是最常用的; 空间域上, 通常是基于地震的空间分布图获取地震的空间分布函数(Ogata等, 1991; Kagan, 1991; Vere-Jones, 1992; Frankel, 1995; Woo, 1996; Jackson和Kagan, 1999)。其中, 核函数估计方法应用最为广泛。Vere-Jones(1992)最早使用了高斯核和IBQ(inverse-biquadratic)核这两种核函数计算地震活动性; Frankel(1995)用点源进行地震危险性分析, 并使用不同带宽的高斯核函数进行空间平滑; Cao等(1996)基于Frankel的方法, 仅使用历史地震记录对危险性计算进行了简化, 并使用幂律平滑函数进行平滑; Woo(1996)同样使用了幂律平滑函数计算地震活动性; Jackson和Kagan(1999)使用基于IBQ核的双峰定向核函数计算地震活动性等。这些方法都使用固定的全局带宽。

在核函数估计中, 如果研究区地震空间分布的不均匀性较强, 用一个固定的全局带宽来反映整个研究区域的特征就显得粗糙. 小的带宽可能会在稀疏的地震区域产生噪声估计(欠平滑), 而大的带宽会导致局部地震活动的模糊估计(过平滑). 为了解决这个问题, Stock和Smith(2002)、Zhuang等(2002)、Jiang等(2011)提出了自适应带宽核函数估计方法. 自适应带宽核函数估计比固定带宽核函数估计更能反映地震的空间不均匀性, 避免了区域地震活动的过平滑或欠平滑.

除了核函数估计法外, 空间分割法也被用来计算地震活动性空间分布. 例如, Ogata等(2003)使用基于Delaunay分割的贝叶斯平滑法(Delaunay tessellation based Bayesian smoothing, ODTB)来计算地震的空间发生率. 由于ODTB法比较复杂, 且更偏向于统计计算, Xiong等(2019)提出了一种更简单的基于空间分割的非完全中心化Voronoi分割法(incomplete centroidal Voronoi tessellation, ICVT). 在这种新方法中, 使用Voronoi分割(Okabe等, 1992)来网格化研究区域, 并使用一些中心化步骤来减少相邻网格之间的面积差异. 并且这种切割更利于体现地震的空间分布特征. 下面我们以北华地区的地震活动性建模为例, 对ICVT方法作简要介绍.

Voronoi分割(也称为Dirichlet分割)是由俄罗斯数学家Georgy Fedoseevich Voronoi在1908年提出, Voronoi分割解决的问题实际上就是基于一组特定点将平面分割成不同单元, 而每一单元又仅包含唯一的特定点, 并且该区域内任意位置到该特定点的距离比到其他的特定点都要更近(Tran等, 2009). 由研究区的震中分布图, 使用Voronoi分割将整个研究区域分割为如图2a所示的形式.

图2a中, 地震震中位置的数据集用 $\{(x_i, y_i), i=1, \dots, N\}$ 表示, 其中 N 表示地震的事件数. 通过分割后, 震中处的地震发生率为

$$\lambda(x_i, y_i) = \frac{1}{TS_i}, \quad (9)$$

其中 T 为地震数据集的时间尺度, S_i 是第 i 个Voronoi单元的面积. 区域中的其余点采用基于三角的线性差分计算. 由此可以得到研究区地震活动率分布如图2b所示.

图2b非常细致地刻画了研究区3级以上地震危险性

的分布. 基于图2b, 代入稳态泊松模型, 我们也可用SHA或CSHA的方法与原则, 进一步获得研究区地震危险性概率预测或地震动参数区划图.

实际上, 由于中强震(如5级)以上地震才具有显著的破坏性, 工程地震学中更关注的是中强以上地震的危险性预测, 由于震级越高, 地震记录越少. 基于高震级的地震目录, 获取如图2b精细的地震危险性预测图就变得很困难. 为解决这一问题, 通常的作法是通过计算研究区的 b 值空间分布图(图3a), 用G-R关系外推的办法, 获得如图3b中强以上地震的危险性预测图(陈凌等, 1998; 刘杰等, 1999).

3.3 基于应力释放模型的地震危险性预测

由于简单方便, SHA(Cornell, 1968)和CSHA(高孟潭, 2015)的地震危险性概率计算在时间域上采用的是式(1)描述的稳态泊松模型, 用稳态泊松模型描述地震发生的时间过程与地震孕育的经典理论——弹性回跳(Reid, 1910)的物理思想是不符合的. 因此有不少学者开始寻找时间相依的地震危险性预测模型, 威尔-琼斯(Vere-Jones, 1978)提出的应力释放模型(SRM)最具代表性.

威尔-琼斯(Vere-Jones)1978年提出了应该使用条件强度来确定描述地震发生的点过程模型. 基于弹性回跳理论并运用了统计学的随机点过程理论, 提出了一种时间可预测地震危险性统计预测模型——应力释放模型(SRM). 基本思想是假定某一地区地震的发生率与该地区的应力水平有关. 给定区域的应力水平一方面由于构造运动加载不断积累, 另一方面该区域发生地震又会使应力释放. 因此, 给定区域的未来地震发生概率的计算应该基于非稳态泊松模型, 数学表达如前面列出的式(6)和(7).

为了改变SRM仅适合应用于单一断层地震危险性估计的局限, 石耀霖研究组提出了CSR(M(Liu等, 1999), 周仕勇研究组提出了MSRM(Jiang等, 2011). MSRM对SRM有较大的改进, 使其成为一个真正的时空地震危险统计预测模型. 赤池信息准则(AIC)统计检测表明, MSRM不仅对整体研究区地震危险性的时间预测(图4a)较SRM或CSR(M与观测更为符合. 更重要的是, MSRM能(图4)展示研究区地震危险性概率预测空间分布.

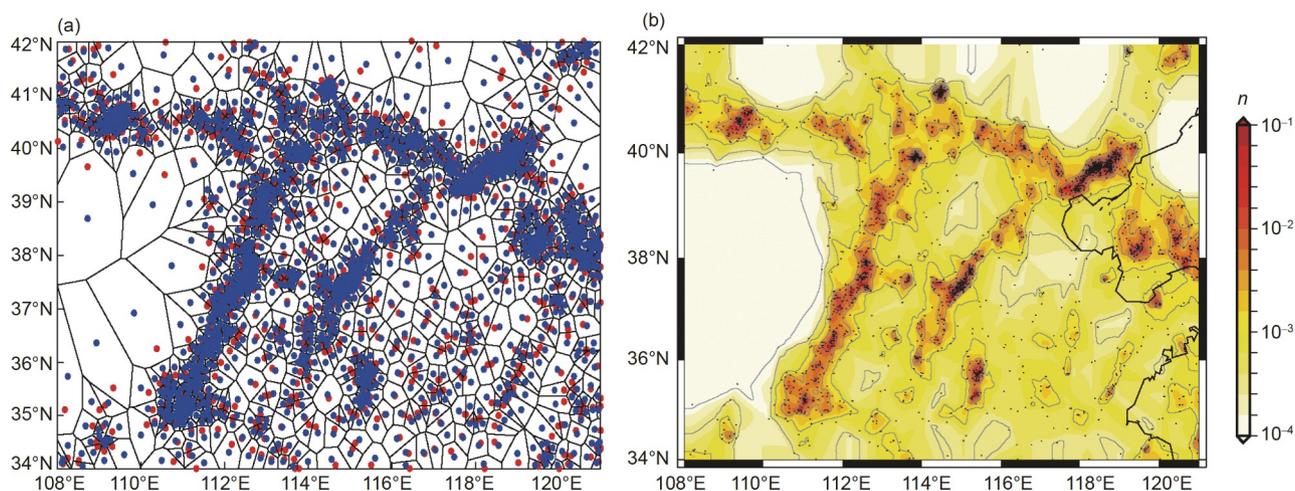


图2 研究区Voronoi分割结果图与3级以上震级的地震活动率分布图

(a) 华北地区地震活动(1980年1月1日~2016年12月31日, $M \geq 3.0$)Voronoi分割结果图, 红点表示震中位置, 蓝点为Voronoi多边形的质心; (b) 华北地区3级及以上震级的地震活动率分布图(n 表示每年每平方度发生的地震事件数), 黑点表示震中位置. 据Xiong等(2019)

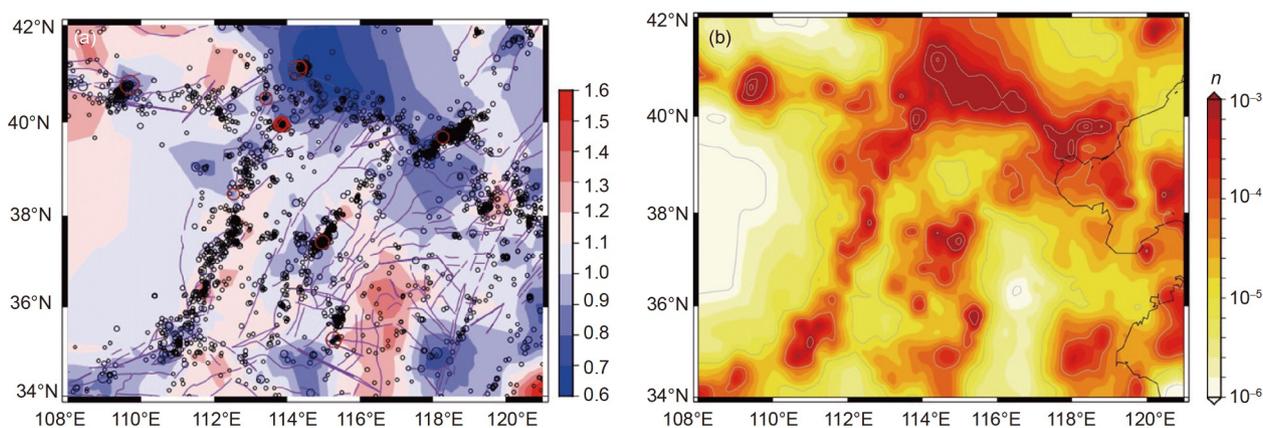


图3 研究区 b 值空间分布与6级以上强震危险性预测图

(a) 华北地区 b 值的空间分布. 黑点表示1980年1月1日~2016年12月31日地震震中的位置, 红圈表示5.5级或以上震级的地震震中. 圆圈从小至大表示由3.0级到6.2级地震的震级大小. (b) 综合研究区 b 值分布图及3级以上地震危险性预测图, 由G-R关系外推获得的研究区6级以上强震危险性预测图, n 表示每年每平方度发生的地震事件数

3.4 基于ETAS模型的地震危险性预测

时间相依的地震危险性预测模型研究的另一个重要的进展是尾形(Ogata, 1988)将分支过程的思想引入如式(4)描述的大森-宇津公式, 认为不仅仅是余震序列中较强的余震能产生高阶余震, 而且余震序列中任何一次地震均能产生自己的高阶余震. 这一新模型叫做传染型余震序列模型(ETAS), 数学描述如式(8). ETAS模型提出后, 得到了广泛的研究和应用. 特别是状态-速率相依型摩擦律(rate- and state-dependent fric-

tion law)和ETAS模型紧密结合起来, 用来解释微观地震活动中的各种现象(Stein, 1999; Dieterich等, 2000; Jia等, 2018), 大大提高了ETAS模型的影响力和应用范围. 考虑地震活动的空间不均匀性, Ogata等进一步提出了时空ETAS模型(Zhuang等, 2002; Zhuang, 2011). 时空ETAS模型的条件强度函数数学表达如下:

$$\begin{aligned} \lambda(t, x, y | H_t) \\ = \mu(x, y) + \sum_{i: t_i < t} \zeta(t, x, y; t_i, x_i, y_i, m_i), \end{aligned} \quad (10)$$

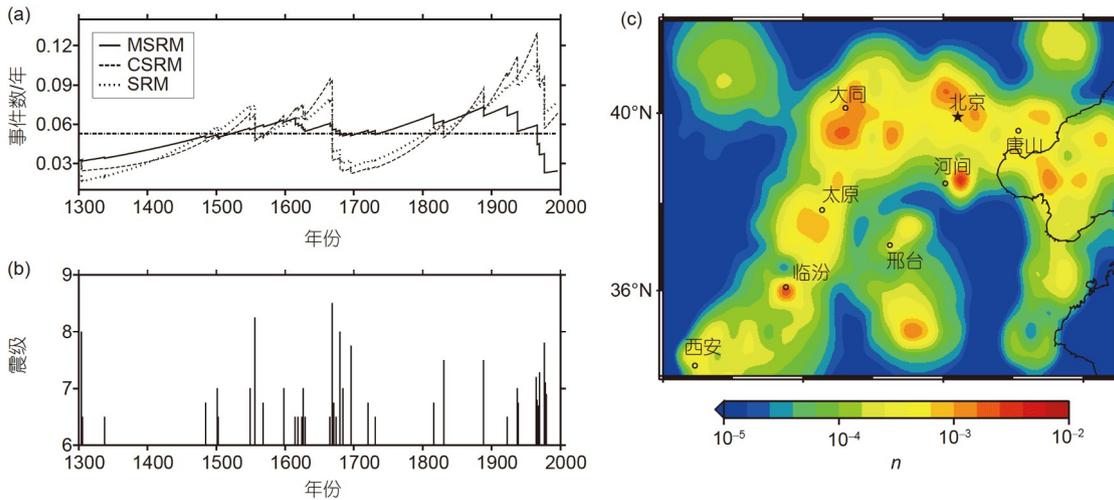


图4 研究区6级以上强震危险性SRM、CSR与MSRM时变预测模型比较及MSRM得到的华北地区2000年6级以上强震危险性空间分布图

(a) 基于华北地区1300~2000 6级以上强震目录, 分别用SRM、CSR与MSRM得到的研究区6级以上强震危险性随时间的变化图; (b) 华北地区1300~2000年6级以上强震M-t图; (c) MSRM得到的华北地区2000年6级以上强震危险性空间分布图(据Jiang等(2011)修改), n表示每年每平方度发生的地震事件数

式中, H_t 表示t时刻前, 研究区全部历史地震活动对观测点(x, y)在t时刻的地震发生率的影响; $\mu(x, y)$ 表示背景地震发生率; $\zeta(t, x, y; t_i, x_i, y_i, m_i)$ 表示第i个地震对随后的地震活动的贡献, 具体形式为

$$\zeta(t, x, y; t_i, x_i, y_i, m_i) = \kappa(m_i)g(t - t_i)f(x - x_i, y - y_i; m_i), \quad (11)$$

其中, $\kappa(m)$ 表示由震级为m级的主震预计触发的余震次数, $g(t)$ 为归一化时间概率密度函数, 且 $f(x, y; m)$ 为空间概率密度函数. 具体形式如下(Zhuang和Ogata, 2006):

$$\kappa(m) = Ae^{\alpha(m-m_c)}, \quad m \geq m_c, \quad (12)$$

$$g(t) = \frac{p-1}{c} \left(1 + \frac{t}{c}\right)^{-p}, \quad t > 0, \quad (13)$$

$$f(x, y; m) = \frac{q-1}{\pi D^2 e^{\gamma(m-m_c)}} \left[1 + \frac{x^2 + y^2}{D^2 e^{\gamma(m-m_c)}}\right]^{-q}, \quad (14)$$

其中参数A(单位: 事件数)表示震级为起始震级 m_c 的地震所能触发的平均余震数目; α 代表不同震级地震触发余震能力的差异, α 越大表示差异越大; p 参数代表余震发生率在时间上衰减的快慢; c (时间单位)和母地震发生时子地震的发生率成反比; D (长度单位)为起始震级 m_c 的地震所能触发的地震的空间分布范围, 其值和母地震发生地点子地震的发生率平方根成反比; γ 为子地

震空间分布的尺度化因子, 代表不同震级地震子地震空间分布的差异; q 代表余震发生率在空间上衰减的快慢.

在计算中, 为了加快收敛速度, 令 $\mu(x, y) = v\mu(x, y)$, 因此有8个需要根据上述公式估计的参数 $\theta = (v, A, \alpha, c, p, D, q, \gamma)$. 根据地震目录同时求解 $\mu(x, y)$ 和模型参数 $\theta = (v, A, \alpha, c, p, D, q, \gamma)$ 的算法由Zhuang等(2002)给出. 利用此方法获得的研究区背景地震活动危险性概率预测图如图5所示. 利用ETAS模型计算背景地震活动时, 余震不用从地震目录中删除, 而是根据模型的估计结果对每个地震进行加权来实现.

4 地震危险性预测中存在的问题与解决方案讨论

前述几种地震危险性概率预测的统计地震学方法中, 强震危险性概率预测基本都是基于小震资料建立地震活动统计预测模型, 根据G-R律外推, 获取高震级或强震危险性概率预测图. G-R律在高震级段的“摆尾”现象可能会造成结果的偏离. 少数依赖历史强震记录资料的方法如应力释放模型SRM(Vere-Jones, 1978)及其衍生CSR(Liu等, 1999)与MSRM(Jiang等, 2011), 是用历史强震记录资料建模, 直接获得强震危险性概

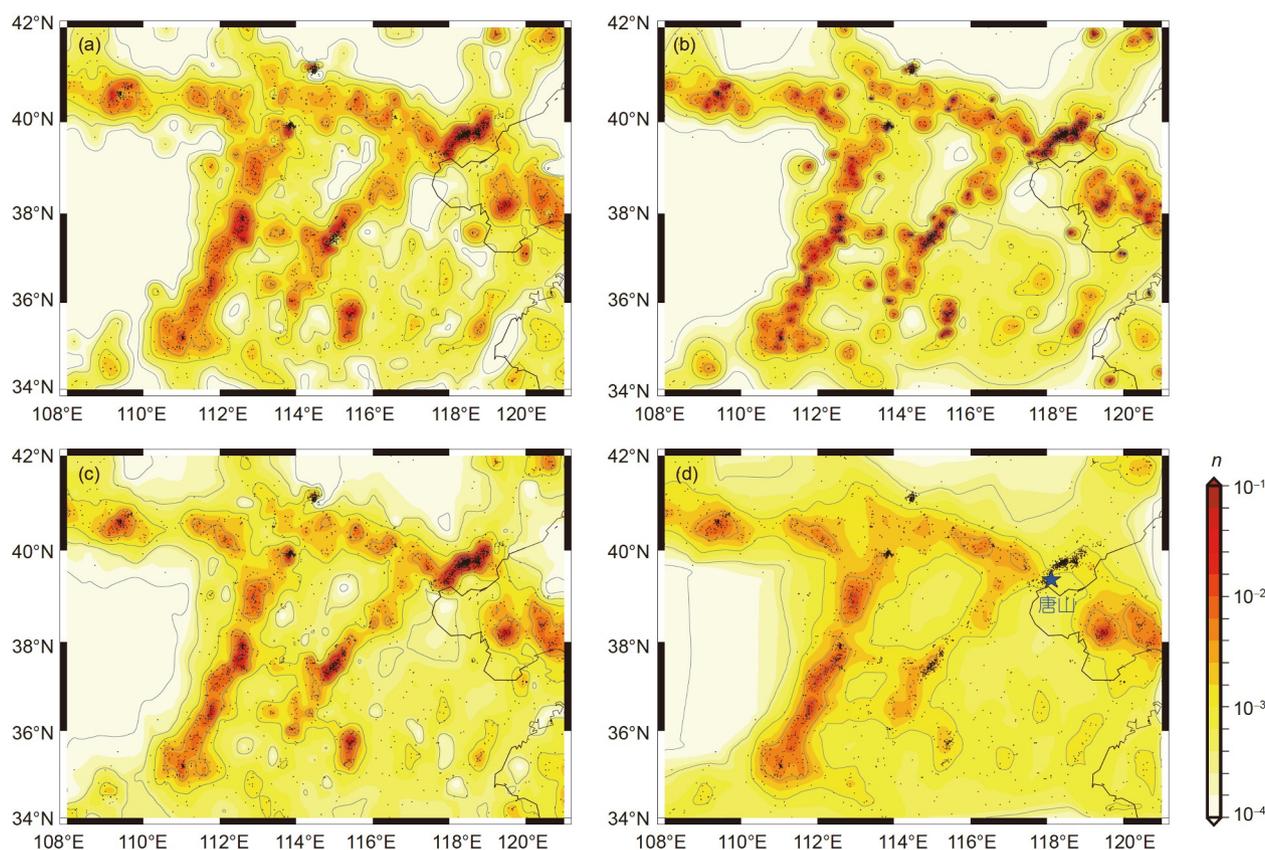


图5 华北地区3级以上背景地震活动危险性概率预测图

(a) S&SK空间平滑结果(Stock和Smith, 2002); (b) ZOVK空间平滑模型结果(Zhuang等, 2002); (c) ICVT空间平滑结果(Xiong等, 2019); (d) Ogata的HIST-ETAS模型结果(Ogata, 2004). n 表示每年每平方度发生的地震事件数. 图取自Xiong等(2019)

率预测图, 但历史记录资料存在样本少、遗漏和震源参数误差较大的缺陷. 为解决上述问题, 地震学家们开始尝试建立物理模型, 通过地震活动性模拟的方法开展地震危险性预测(Rundle, 1988; Robinson和Benites, 1996; Peresan等, 2007; 周仕勇, 2008; Robinson等, 2011; 金欣等, 2017; 孙云强和罗纲, 2018; Shi等, 2018).

第二个问题是如何通过物理模拟来实现地震危险性概率预测的问题. 通过构造合理的物理模型, 模拟研究区的理论地震活动, 寻找当前构造背景下, 研究区强震活动的时空演化特性, 并预测区域地震危险性(Ben-Zion, 1996; Ward, 2000; Zhou等, 2006; Rhoades等, 2011; 金欣等, 2017). 然而, 理论地震活动能否精确地描述地震活动的实际情形, 用于地震工程研究和地震危险性预测中, 取决于震源数值模型的精细程度以及仿真模型与真实地震物理过程的接近程度(马腾飞和

吴忠良, 2013; 石耀霖等, 2013). 近年来, 大量强震破裂过程研究及震源动力学研究成果的取得, 为我们积累了相当多地震孕育机理的相关知识, 使我们构建的仿真模型, 产生反映研究区真实构造活动信息并接近研究区域真实地震活动图像的理论地震活动逐渐成为可能. 与此同时, 大量地震台阵和GPS台阵观测数据的积累, 有利于获取更加精细的研究区介质结构模型. 石耀霖等(2013)归纳了实现地震数值预报必须解决的5个关键环节: (1) 对物理机制的认识并通过数学公式和数理方程对物理机制进行定量描述; (2) 解这些方程的计算能力; (3) 对于特定的预报, 还要了解所研究区域地下的结构、物性以建立模型; (4) 边界条件及其随时间的变化; (5) 动力学方程的初始条件. 前2个环节随着计算技术与地震物理学理论的发展将逐渐得到解决, 后3个环节只能依靠非常密集的地球物理观测(主要是地震和形变观测)支撑. 然而, 即使全球地球物理观测最

为密集的美国加州Parkfield地区, 所取得的区域地下物性结构的分辨率与精度等都远没能达到基于物理模型的数字地震预测的要求。石耀霖院士在其设想的地震数值预报路线图中指出: 虽然解决上述5个关键环节问题, 实现数值地震预报存在困难。但基于现有地震物理学理论和现代观测支撑下的简单区域结构模型, 开展研究区长期地震危险性概率预测是可能的(Shi等, 2018), 而工程地震学所涉及正是几十年或百年尺度的长期区域地震危险性研究, 是最有希望引入数值模拟, 开展基于物理模型的地震危险性概率预测, 从而解决上面列举的地震危险性预测方法中存在的困难, 特别是避免了需要根据G-R律外推高震级地震危险性概率而造成的偏离。

由于物理模型需要建立研究区较为精细的结构模型。现有观测和地壳结构的成像结果的分辨率, 很少有地区能够建立满足工程地震学地震动参数区划图编制的基本要求。从现实应用上看, 中国大陆地震动参数区划图编制涉及的地震危险性预测CSHA采用基于潜在震源的地震危险性预测(高孟潭, 2015)是实用且科学的选择。不过由于潜在震源的确定涉及大量的野外地震地质调查并具有较强的经验性, 大型城市群地区大都建设在沉积厚和现代地震活动弱的区域, 这类地区的活断层探测与潜在震源的确定特别困难。

近年来, 以现代地震目录为基础资料, 用ETAS模型构建研究区地震危险性概率预测模型在日本、美国、意大利等国工程地震领域开始得到了重视与应用(Zhuang, 2011; Ogata, 2011; Werner等, 2011; Taroni等, 2018; Schorlemmer等, 2018; Field, 2019)。无论是美国加州地震概率工作组、意大利国立地球物理和火山学研究所, 还是全球地震模型(GEM)项目, 都开始或者已经把统计地震学的思想方法和其发展出来的地震活动的动态随机模型(如ETAS模型)作为地震预测的基础理论和工具, 来检验各种有关地震活动模型的有效性(Huang等, 2016)。现代地震目录为基础资料的地震危险性预测同样存在需要根据G-R律外推高震级地震危险性概率的缺陷, 根据陈晓非院士研究组震源破裂动力学研究的最新成果(Xu等, 2015; Zhang等, 2017a), G-R律外推的高震级边界可能在6.0~6.5, 也就是说现代地震目录为基础资料的地震危险性预测图外推至6级具有较大的可靠性。因此, 在大多数地区现代地震目录为基础资料的地震危险性预测应该是有效的, 尤其

是在大型城市群地区及厚沉积、弱震区的地震危险性区划图的编制中, 引入基于ETAS模型的地震危险性概率预测应该是最为简便和有效的方法。

致谢 本文所用地震目录资料来自中国地震台网地震目录数据库(<http://www.ceic.ac.cn/history>)。与高孟潭研究员的交流帮助我们厘清了中国大陆地震区划地震危险性预测研究中的主要问题, 对本文有重要贡献, 在此深表谢意。

参考文献

- 陈凌, 陈颀, 刘杰, 陈棋福. 1998. 地震活动性的统计分析: 由过去推测将来的可能性研究. 地球物理学报, 41: 61-70
- 陈棋福. 2010. 汶川地震引发的中国地震预报探讨. 第四纪研究, 30: 721-735
- 陈棋福, 马丽. 1990. 地震综合分析预报的概率判定方法. 地震, 10: 40-47
- 陈运泰. 2009. 地震预测: 回顾与展望. 中国科学D辑: 地球科学, 39: 1633-1658
- 陈运泰. 2015. 可操作的地震预测预报. 北京: 中国科学技术出版社
- 冯德益, 顾瑾平, 罗瑞铭, 盛国英. 1981. 地震活动的统计指标与发震时间的概率预报. 地震研究, 4: 1-9
- 高孟潭. 2015. GB 18306-2015《中国地震动参数区划图》宣贯教材. 北京: 中国质检出版社, 中国标准出版社
- 高孟潭, 卢寿德. 2006. 关于下一代地震区划图编制原则与关键技术的初步探讨. 震灾防御技术, 1: 1-6
- 胡聿贤. 1988. 地震工程学. 北京: 地震出版社
- 金欣, 周仕勇, 杨婷. 2017. 地震活动性模拟方法及太原地区地震活动性模拟. 地球物理学报, 60: 1433-1445
- 刘杰, 陈颀, 陈凌, 陈棋福, 李闯峰. 1999. 全球地震危险性评估的简化方法. 科学通报, 44: 92-96
- 刘正荣, 钱兆霞, 王维清. 1979. 前震的一个标志——地震频度的衰减. 地震研究, 2: 1-9
- 刘正荣, 孔昭麟. 1986. 地震频度衰减与地震预报. 地震研究, 9: 1-12
- 马腾飞, 吴忠良. 2013. 数值地震预测的关键物理问题. 物理, 42: 256-262
- 石耀霖, 张贝, 张斯奇, 张怀. 2013. 地震数值预报. 物理, 42: 237-255
- 孙云强, 罗纲. 2018. 青藏高原东北缘地震时空迁移的有限元数值模拟. 地球物理学报, 61: 2246-2264
- 唐丽华, 沈军, 刘志坚. 2010. 乌鲁木齐及周边地区潜在震源区的确定. 内陆地震, 24: 8-12
- 徐伟进, 高孟潭. 2012. 根据截断的G-R模型计算东北地震区震级上限. 地球物理学报, 55: 1710-1717
- 周仕勇. 2008. 川西及邻近地区地震活动性模拟和断层间相互作用研究. 地球物理学报, 51: 165-174

- 周仕勇, 许忠淮. 2018. 现代地震学教程. 第二版. 北京: 北京大学出版社
- Aki K. 1981. A probabilistic synthesis of precursory phenomena. In: Simpson D W, Richards P G, eds. *Earthquake Prediction—An International Review*. Maurice Ewing Series IV. Washington: AGU. 566–574
- Ben-Zion Y. 1996. Stress, slip, and earthquakes in models of complex single-fault systems incorporating brittle and creep deformations. *J Geophys Res*, 101: 5677–5706
- Cao T Q, Petersen M D, Reichle M S. 1996. Seismic hazard estimate from background seismicity in southern California. *Bull Seismol Soc Am*, 86: 1372–1381
- Cornell C A. 1968. Engineering seismic risk analysis. *Bull Seismol Soc Am*, 58: 1583–1606
- Dieterich J H, Cayol V, Okubo P. 2000. The use of earthquake rate changes as a stress meter at Kilauea volcano. *Nature*, 408: 457–460
- Field E H. 2019. How physics-based earthquake simulators might help improve earthquake forecasts. *Seismol Res Lett*, 90: 467–472
- Field E H, Arrowsmith R J, Biasi G P, Bird P, Dawson T E, Felzer K R, Jackson D D, Johnson K M, Jordan T H, Madden C, Michael A J, Milner K R, Page M T, Parsons T, Powers P M, Shaw B E, Thatcher W R, Weldon R J, Zeng Y. 2014. Uniform California earthquake rupture forecast, version 3 (UCERF3)—The time-independent model. *Bull Seismol Soc Am*, 104: 1122–1180
- Field E H, Biasi G P, Bird P, Dawson T E, Felzer K R, Jackson D D, Johnson K M, Jordan T H, Madden C, Michael A J, Milner K R, Page M T, Parsons T, Powers P M, Shaw B E, Thatcher W R, Weldon R J, Zeng Y. 2015. Long-term time-dependent probabilities for the third uniform California earthquake rupture forecast (UCERF3). *Bull Seismol Soc Am*, 105: 511–543
- Field E H, Milner K R, Hardebeck J L, Page M T, van der Elst N, Jordan T H, Michael A J, Shaw B E, Werner M J. 2017. A spatiotemporal clustering model for the third uniform California earthquake rupture forecast (UCERF3-ETAS): Toward an operational earthquake forecast. *Bull Seismol Soc Am*, 107: 1049–1081
- Frankel A. 1995. Mapping seismic hazard in the central and eastern United States. *Seismol Res Lett*, 66: 8–21
- Gutenberg B, Richter C F. 1942. Earthquake magnitude, intensity, energy, and acceleration. *Bull Seismol Soc Am*, 32: 163–191
- Hamada K. 1983. A probability model for earthquake prediction. *Earthq Predict Res*, 2: 227–234
- Huang Q H, Gerstenberger M, Zhuang J C. 2016. Current challenges in statistical seismology. *Pure Appl Geophys*, 173: 1–3
- Jackson D D, Kagan Y Y. 1999. Testable earthquake forecasts for 1999. *Seismol Res Lett*, 70: 393–403
- Jia K, Zhou S Y, Wang R. 2012. Stress interactions within the strong earthquake sequence from 2001 to 2010 in the Bayankala block of eastern Tibet. *Bull Seismol Soc Am*, 102: 2157–2164
- Jia K, Zhou S Y, Zhuang J C, Jiang C S. 2014. Possibility of the independence between the 2013 Lushan earthquake and the 2008 Wenchuan earthquake on Longmen Shan fault, Sichuan, China. *Seismol Res Lett*, 85: 60–67
- Jia K, Zhou S Y, Zhuang J C, Jiang C S, Guo Y C, Gao Z H, Gao S S. 2018. Did the 2008 M_w 7.9 Wenchuan earthquake trigger the occurrence of the 2017 M_w 6.5 Jiuzhaigou earthquake in Sichuan, China? *J Geophys Res-Solid Earth*, 123: 2965–2983
- Jiang M M, Zhou S Y, Chen J Y S, Ai Y S. 2011. A new multidimensional stress release statistical model based on coseismic stress transfer. *Geophys J Int*, 187: 1479–1494
- Jordan T H, Jones L M. 2010. Operational earthquake forecasting: Some thoughts on why and how. *Seismol Res Lett*, 81: 571–574
- Kagan Y Y. 1991. Likelihood analysis of earthquake catalogues. *Geophys J Int*, 106: 135–148
- Liu J, Chen Y, Shi Y L, Vere-Jones D. 1999. Coupled stress release model for time-dependent seismicity. *Pure Appl Geophys*, 155: 649–667
- Mulargia F, Stark P B, Geller R J. 2017. Why is probabilistic seismic hazard analysis (PSHA) still used? *Phys Earth Planet Inter*, 264: 63–75
- Ogata Y. 1988. Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes. *J Am Stat Assoc*, 83: 9–27
- Ogata Y. 2004. Space-time model for regional seismicity and detection of crustal stress changes. *J Geophys Res*, 109: B03308
- Ogata Y. 2011. Significant improvements of the space-time ETAS model for forecasting of accurate baseline seismicity. *Earth Planet Sp*, 63: 217–229
- Ogata Y, Imoto M, Katsura K. 1991. 3-D spatial variation of b -values of magnitude-frequency distribution beneath the Kanto district, Japan. *Geophys J Int*, 104: 135–146
- Ogata Y, Katsura K, Tanemura M. 2003. Modelling heterogeneous space-time occurrences of earthquakes and its residual analysis. *J R Statistical Soc-Ser C-Appl Stat*, 52: 499–509
- Okabe A, Boots B, Sugihara K. 1992. *Spatial Tessellations: Concepts and Applications of Voronoi Diagrams*. New York: Wiley
- Omori F. 1894. On aftershocks (in Japanese). *Rep Imp Earthq Inv Com*, 2: 103–138
- Peresan A, Vorobieva I, Soloviev A, Panza G F. 2007. Simulation of seismicity in the block-structure model of Italy and its surroundings. *Pure Appl Geophys*, 164: 2193–2234
- Reid H F. 1910. *The mechanics of the earthquake*. The California earthquake of April 18, 1906, Report of the State Earthquake Investigation Commission. <http://ci.nii.ac.jp/naid/10017465191/en/>

- Rhoades D A, Robinson R, Gerstenberger M C. 2011. Long-range predictability in physics-based synthetic earthquake catalogues. *Geophys J Int*, 185: 1037–1048
- Robinson R, Benites R. 1996. Synthetic seismicity models for the Wellington region, New Zealand: Implications for the temporal distribution of large events. *J Geophys Res*, 101: 27833–27844
- Robinson R, van Dissen R, Litchfield N. 2011. Using synthetic seismicity to evaluate seismic hazard in the Wellington region, New Zealand. *Geophys J Int*, 187: 510–528
- Rundle J B. 1988. A physical model for earthquakes: 1. Fluctuations and interactions. *J Geophys Res*, 93: 6237–6254
- Schorlemmer D, Werner M J, Marzocchi W, Jordan T H, Ogata Y, Jackson D D, Mak S, Rhoades D A, Gerstenberger M C, Hirata N, Liukis M, Maechling P J, Strader A, Taroni M, Wiemer S, Zechar J D, Zhuang J. 2018. The collaboratory for the study of earthquake predictability: Achievements and priorities. *Seismol Res Lett*, 89: 1305–1313
- Shi Y, Liu J, Zhang G. 2001. An evaluation of Chinese annual earthquake predictions, 1990–1998. *J Appl Probability*, 38: 222–231
- Shi Y L, Sun Y Q, Luo G, Dong P Y, Zhang H. 2018. Roadmap for earthquake numerical forecasting in China-reflection on the tenth anniversary of Wenchuan earthquake. *Chin Sci Bull*, 63: 1865–1881
- Stein R S. 1999. The role of stress transfer in earthquake occurrence. *Nature*, 402: 605–609
- Stein S, Geller R J, Liu M. 2012. Why earthquake hazard maps often fail and what to do about it. *Tectonophysics*, 562–563: 1–25
- Stock C, Smith E G C. 2002. Adaptive kernel estimation and continuous probability representation of historical earthquake catalogs. *Bull Seismol Soc Am*, 92: 904–912
- Taroni M, Marzocchi W, Schorlemmer D, Werner M J, Wiemer S, Zechar J D, Heiniger L, Euchner F. 2018. Prospective CSEP evaluation of 1-day, 3-month, and 5-yr earthquake forecasts for Italy. *Seismol Res Lett*, 89: 1251–1261
- Tran Q T, Taniar D, Safar M. 2009. Reverse k nearest neighbor and reverse farthest neighbor search on spatial networks. In: Hameurlain A, Küng J, Wagner R, eds. Transactions on Large-Scale Data- and Knowledge-Centered Systems I. Berlin: Springer. 353–372
- Utsu T. 1961. A statistical study on the occurrence of aftershocks. *Geophys Mag*, 30: 521–605
- Utsu T, Ogata Y, Matsu'ura R. 1995. The centenary of the Omori formula for a decay law of aftershock activity. *J Phys Earth*, 43: 1–33
- Utsu T, Ogata Y. 1997. Statistical analysis of seismicity. In: Healy J, Keilis-Borok V, Lee W, eds. Algorithms for Earthquake Statistics and Prediction. International Association of Seismology and Physics of the Earth's Interior (IASPEI) Library Volume 6. Menlo Park: IASPEI. 13–94
- Vere-Jones D. 1970. Stochastic models for earthquake occurrence. *J R Statistical Soc-Ser B-Methodol*, 32: 1–45
- Vere-Jones D. 1973. The statistical estimation of earthquake risk. *New Zealand Statistician*, 8: 7–16
- Vere-Jones D. 1975. Stochastic models for earthquake sequences. *Geophys J Royal Astron Soc*, 42: 811–826
- Vere-Jones D. 1978. Earthquake prediction—A statistician's view. *J Phys Earth*, 26: 129–146
- Vere-Jones D. 1992. Statistical methods for the description and display of earthquake catalogues. In: Guttorp P, Walden A T, eds. Statistics in the Environmental and Earth Sciences. London: E. Arnold. 220–246
- Vere-Jones D. 2001. The marriage of statistics and seismology. *J Appl Probability*, 38: 1–5
- Wang Z. 2012. Comment on “PSHA validated by quasi observational means” by R. M. W. Musson. *Seismol Res Lett*, 83: 714–716
- Wang Z M, Orton A M, Wang L M, Woolery E W. 2016. Seismic hazard mapping and mitigation policy development in the central USA and western China. *Nat Hazards*, 81: 387–404
- Ward S N. 2000. San Francisco bay area earthquake simulations: A step toward a standard physical earthquake model. *Bull Seismol Soc Am*, 90: 370–386
- Werner M J, Helmstetter A, Jackson D D, Kagan Y Y. 2011. High-resolution long-term and short-term earthquake forecasts for California. *Bull Seismol Soc Am*, 101: 1630–1648
- Woessner J, Laurentiu D, Giardini D, Crowley H, Cotton F, Grünthal G, Valensise G, Arvidsson R, Basili R, Demircioglu M B, Hiemer S, Meletti C, Musson R W, Rovida A N, Sesetyan K, Stucchi M. 2015. The 2013 european seismic hazard model: Key components and results. *Bull Earthquake Eng*, 13: 3553–3596
- Woo G. 1996. Kernel estimation methods for seismic hazard area source modeling. *Bull Seismol Soc Am*, 86: 353–362
- Working Group on California Earthquake Probabilities. 1988. Probabilities of large earthquakes occurring in California on the San Andreas fault. U.S. Geological Survey Open-File Report. 88–398
- Xiong Z Y, Zhuang J C, Zhou S Y. 2019. Long-term earthquake hazard in north China estimated from a modern catalog. *Bull Seismol Soc Am*, 109: 2340–2355
- Xu J K, Zhang H M, Chen X F. 2015. Rupture phase diagrams for a planar fault in 3-D full-space and half-space. *Geophys J Int*, 202: 2194–2206
- Zhang H M, Chen X F. 2006. Dynamic rupture on a planar fault in three-dimensional half space—I. Theory. *Geophys J Int*, 164: 633–652

- Zhang W, Shen Y, Chen X F. 2008. Numerical simulation of strong ground motion for the M_s 8.0 Wenchuan earthquake of 12 May 2008. *Sci China Ser D-Earth Sci*, 51: 1673–1682
- Zhang W, Zhang Z G, Chen X F. 2012. Three-dimensional elastic wave numerical modelling in the presence of surface topography by a collocated-grid finite-difference method on curvilinear grids. *Geophys J Int*, 190: 358–378
- Zhang Z G, Xu J K, Huang H Q, Chen X F. 2017a. Seismic characteristics of supershear and sub-Rayleigh earthquakes: Implication from simple cases. *Geophys Res Lett*, 44: 6712–6717
- Zhang Z G, Zhang W, Chen X F, Li P E, Fu C F. 2017b. Rupture dynamics and ground motion from potential earthquakes around Taiyuan, China. *Bull Seismol Soc Am*, 107: 1201–1212
- Zhou S Y, Johnston S, Robinson R, Vere-Jones D. 2006. Tests of the precursory accelerating moment release model using a synthetic seismicity model for Wellington, New Zealand. *J Geophys Res*, 111: B05308
- Zhuang J C. 2011. Next-day earthquake forecasts for the Japan region generated by the ETAS model. *Earth Planet Sp*, 63: 207–216
- Zhuang J C, Ogata Y, Vere-Jones D. 2002. Stochastic declustering of space-time earthquake occurrences. *J Am Stat Assoc*, 97: 369–380
- Zhuang J C, Ogata Y. 2006. Properties of the probability distribution associated with the largest event in an earthquake cluster and their implications to foreshocks. *Phys Rev E*, 73: 046134

(责任编辑: 陈凌)